

OS IMPACTOS DOS COMPONENTES INOVATIVOS E TECNOLÓGICOS NA DIVERSIDADE DA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA

Marcelo Santos Chaves - modelo.doma@gmail.com
Sérgio Luiz de Medeiros Rivero - sergiolmrivero@gmail.com
Antônio Idalmir Rodrigues de Oliveira - antonio_idalmir@hotmail.com

* Submissão em: 05/06/2018 | Aceito em: 12/12/2018

RESUMO

A agropecuária brasileira encontrou nos anos de 1970 o caminho para o seu desenvolvimento econômico, expandindo-se vertiginosamente nas décadas seguintes, e redefinindo o papel agroexportador do país no comércio internacional, atingindo quase 30% de participação do valor exportado do país em 2014. Contudo, evidências apontam que o modelo de desenvolvimento produtivo adotado, afetado fortemente por componentes inovativos e tecnológicos, está altamente correlacionado a estruturas de produção especializadas (monocultivos). Considerando que a agricultura familiar é um segmento produtivo fortemente associado a práticas de diversificação da produção na agropecuária brasileira, além de deter cerca de 84% do total de estabelecimentos rurais existentes no país, torna-se pertinente indagar de que maneira estruturas produtivas diversificadas foram impactadas pelos componentes inovativos e tecnológicos trazidos pelas fortes mudanças deflagrada nos anos 1970? A partir de um modelo econométrico de efeitos fixos com *Dados em Painel* balanceado (*stacked cross-sections*), para os anos censitários 1996 e 2006, o presente trabalho testou a hipótese de que estruturas produtivas diversificadas na agropecuária também foram impactadas positivamente por componentes inovativos e tecnológicos. Os resultados obtidos apontaram ser a diversificação um modelo produtivo pouco sensível a inserções inovativas e tecnológicas, sugerindo a ocorrência de uma possível mudança de perfil de estruturas rurais tradicionais na direção de práticas produtivas mais especializadas.

Palavras-chaves: Diversidade-Agropecuária- Tecnologia-Inovação.

THE IMPACTS OF INNOVATIVE AND TECHNOLOGICAL COMPONENTS IN THE DIVERSITY OF BRAZILIAN AGRICULTURE

ABSTRACT

In the 1970s, Brazil's agricultural sector found its way to economic development, expanding rapidly in the following decades, and redefining the country's agro-exporting role in international trade, reaching almost 30% of its value exported in 2014. However, Evidences indicate that the model of productive development adopted, strongly affected by innovative and technological components, is highly correlated to specialized production structures (monocultures). Considering that family agriculture is a productive segment strongly associated with practices of production diversification in the Brazilian agriculture, besides having about 84% of the total rural establishments in the country, it is pertinent to investigate how diverse productive structures were impacted by the The technological and technological components brought about by the strong changes that began in the 1970s? From the econometric model of Fixed Effects with *Panel Data*, for the census years 1996

and 2006, the present paper tested the hypothesis that diversified productive structures in agriculture were also positively impacted by innovative and technological components. The results obtained indicate that diversification is a productive model that is not sensitive to innovative and technological insertions, suggesting the occurrence of a possible change in the profile of traditional rural structures in the direction of more specialized productive practices.

Keys words: Diversity-Agriculture-Technology-Innovation.

1. INTRODUÇÃO

A primeira *Revolução Agrícola* de fins do século XVIII foi marcada por uma profunda mudança tecnológica, com fulcro no emprego da tração animal e, fundamentalmente, na mudança do pousio¹ pela integração da agricultura/pecuária, com a utilização do fertilizante animal. Neste sentido o novo modelo produtivo que combinava criação de animais e o cultivo agrícola constituíram de maneira progressiva os alicerces das sociedades europeias, implicando na erradicação da escassez crônica de alimentos, se constituindo dessa forma no maior salto de qualidade da civilização humana (VEIGA, 1991).

De maneira análoga aos eventos ocorridos em fins do século de XVIII, e sob a influência da *Revolução Verde* deflagrada nos anos de 1940, a estrutura produtiva agropecuária brasileira encontrou nos anos de 1970 o caminho para o seu desenvolvimento econômico, expandindo-se vertiginosamente, e redefinindo o papel agroexportador do país no comércio internacional, colaborando para que o mesmo pudesse atingir patamares recordes em valor exportado em sua balança comercial, chegando a atingir quase 30% de participação nesta variável em 2014, com crescimento de 973% do valor exportado de produtos oriundos da pecuária entre 1996-2014.

Contudo, evidências apontam que esse modelo de desenvolvimento da estrutura produtiva da agropecuária do país, afetado fortemente por componentes inovativos e tecnológicos, está altamente correlacionado a estruturas de produção especializadas (monocultivos).

A título de ilustração, segundo PAM/IBGE (2014), dos 66 produtos agrícolas catalogados nas lavouras (perenes e temporárias), apenas 10 produtos concentram aproximadamente 82% de todo valor produção (Tabela 1). Aliado a tal evidência, IPEA (2012) chama atenção para o fato de apenas 15% dos estabelecimentos agropecuários deterem cerca de 85% do valor bruto da produção.

¹ Interrupção do cultivo de determinada área, por certo período de tempo, para recuperação da fertilidade terra.

Tabela 1 - Brasil: Valor Bruto da Produção Agrícola (2014)

Culturas	VBP (R\$ Mil)	Part. (%)
Tota VBP das Lavouras	286.100.596,84	100
Soja (em grão)	90.426.681,66	31,6
Cana-de-açúcar	45.142.064,06	15,8
Milho (em grão)	27.858.640,74	9,7
Café (em grão) Total	16.805.773,56	5,9
Café (em grão) Arábica	13.636.318,24	4,8
Mandioca	10.239.285,39	3,6
Arroz (em casca)	8.964.107,55	3,1
Algodão herbáceo (em caroço)	8.711.965,11	3
Fumo (em folha)	6.485.245,61	2,3
Banana (cacho)	5.978.564,80	2,1
Total VBP das 10 Principais Culturas	234.248.646,71	81,9
Total da Lavoura Permanente	62.235.547,44	21,8
Total da Lavoura Temporária	223.865.049,40	78,2

*Valores atualizados pelo IGP-DI acumulado a preços de dez/2016.

Fonte: PAM/IBGE, 2014.

Elaborado pelo autor.

Já pelo lado da atividade pecuária os níveis de concentração produtiva são ainda mais discrepantes. Em que pese os produtos dessa atividade não possuem indicadores de valor da produção catalogados pela PPM/IBGE, é possível dimensionar seu patamar de pujança via volume de crédito rural disponível. Segundo a Matriz de Dados do Crédito Rural do Banco Central do Brasil, em 2014, das 18 atividades pecuárias financiadas, apenas a atividade de criação de bovinos comportou cerca de R\$ 33,408 bilhões, o que corresponde a pouco mais de 62% de todo volume disponível para o segmento pecuário (Tabela 2).

Tabela 2 - Brasil: Volume da Carteira de Crédito Rural Disponível para Pecuária (2014)

Culturas	Valor (R\$ Mil)*	Part. (%)
Total da Carteira de Crédito da Pecuária	53.637.067,06	100
Bovinos	33.408.018,30	62,3
Avicultura	3.727.374,79	6,9
Suinocultura	3.635.306,12	6,8
Ovinocultura	198.589,08	0,4
Piscicultura (cultivo de peixe)	163.259,42	0,3
Caprinocultura	106.804,41	0,2
Equinos	59.571,07	0,1
Búfalos (bubalinos)	27.428,64	0,1

Pescado	26.829,08	0,1
Apicultura	21.600,80	0,04
Outras criações de animais	25.477,23	0,05
Investimentos e Custeio com equipamentos e instalações na atividade pecuária	12.236.808,11	22,81

*Valores atualizados pelo IGP-DI acumulado a preços de dez/2016.

Fonte: MDCR/BACEN, 2014.

Elaborado pelo autor.

Diante do exposto, a considerar o fato da agricultura familiar ser um segmento produtivo fortemente associado a práticas de diversificação da produção na agropecuária brasileira (GUANZIROLI, 2001), além do fato desse segmento produtivo deter cerca de 84% do total de estabelecimentos rurais existentes no país (Censo Agropecuário 2006), o questionamento que se faz é: de que maneira estruturas produtivas diversificadas foram impactadas pelos componentes inovativos e tecnológicos trazidos pela onda da *Revolução Verde*? É possível inferir que, assim como as monoculturas, as estruturas produtivas diversificadas também foram positivamente impactadas por esses componentes?

Preliminarmente assumiremos como hipótese a ideia de que as estruturas produtivas diversificadas na agropecuária foram impactadas positivamente por componentes inovativos e tecnológicos, entre 1996 e 2006, a partir de dados censitários registrados nesses respectivos anos.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Transformações como essas permitem o resgate das considerações de Schumpeter (1964), que ressalta o caráter dinâmico do sistema capitalista, tendo como força motriz por excelência a inovação no processo produtivo. Para esse autor, a destruição do velho e criação do novo é uma dinâmica contínua e revolucionária em qualquer estrutura econômica. O autor elucida que a inovação se institui com base em um rol de novas funções evolutivas que modificam as técnicas de produção ao gerarem novas configurações de organização do trabalho e ao inserir novos produtos em mercados variados.

Nelson e Winter (2005) aprofundam a discussão destacando que a difusão tecnológica advém por dois mecanismos: o emprego da inovação pela firma que a introduz pioneiramente; e a imitação, onde a difusão da inovação é levada a cabo por outras organizações. Para os autores mecanismos institucionais podem intensificar deliberadamente determinadas inovações, como

exemplo, a divulgação de novas variedades de sementes. Em situação inversa, o mecanismo institucional também pode obstruir a imitação, por meio de um sistema de patentes.

A mudança técnica é em geral uma das forças motoras primordiais para o crescimento econômico e da transformação estrutural das sociedades. Sem sombra de dúvidas os componentes institucionais, econômicos e sociais são determinantes na seleção das inovações desde a pesquisa até a produção. A colocação de máquinas em substituição da mão-de-obra se tornou muitas vezes o processo predominante na busca de novas tecnologias, sendo o ambiente agrícola uma amostra clara dessa dinâmica (DOSI, 2006).

3. METODOLOGIA

3.1 MEDIDAS DE DIVERSIDADE

A metodologia utilizada para mensuração dos níveis de diversidade das estruturas agropecuárias brasileiras, tomou por fulcro a entropia de Shannon (H), (HUTCHESON, 1970; BACZKOWSKI, 1998; ATTARAN, 1986; MAGURRAN, 1988). Sua forma funcional, foi assim proposta por Shannon (1948):

$$H = -\sum_{i=1}^k p_i \cdot \log(p_i) \quad (1)$$

Para o contexto do presente trabalho, p_i corresponde a razão n/N , em que n é a quantidade produzida de uma cultura/espécie i existente na estrutura agropecuária do município k , e N o número total das culturas/espécies existentes no município k . Desse modo pretende-se obter dimensões da medida Shannon a partir das quantidades produzidas da atividade pecuária em cabeças (Hpe); da lavoura temporária em toneladas (Ht); e da lavoura permanente em toneladas (Hp).

Uma vez consolidado essas três dimensões H de cada atividade dos k municípios, será obtido o Índice Normalizado da Agropecuária Municipal (INAP m), adaptado a partir dos ensaios metodológicos de Neto e Couto Junior (2011), Santos *et al.* (2012), Fapespa (2015) e Rodrigues e Silva (2015), com a seguinte estrutura funcional:

$$INAPm_k = \sqrt[3]{Hpe \times Ht \times Hp} \quad (2)$$

Quanto maior for este indicador, mais diversificada será a atividade agropecuária do município em observação.

Constituídos o $INAP_m$ de cada municipalidade brasileira, de maneira análoga, é possível a construção de uma medida de diversidade síntese para cada unidade da federação, a partir da seguinte composição funcional:

$$INAPe_n = \sqrt[k]{INAPm_1 \times INAPm_2 \times INAPm_3 \times \dots \times INAPm_k} \quad (3)$$

Onde $INAPe_n$ corresponde ao Índice Normalizado da Agropecuária do *enésimo* estado brasileiro. Quanto maior for este indicador, mais diversificada será a atividade agropecuária do estado em exame.

3.2 Relação entre Tecnologias, Inovações e Diversidade

Com vistas a mensurar os impactos dos componentes inovativos e tecnológicos² nos níveis de diversidade da agropecuária nos estados, fez-se uso de um modelo MQO do tipo log-log³ com *Dados em Painel* balanceado (*stacked cross-sections*). A opção por uma análise longitudinal justifica-se pelo fato de, ao se empregar um modelo de MQO tradicional (regressão múltipla), o teste de Chow registrou uma falha estrutural no modelo, implicando em uma instabilidade em seus parâmetros⁴. Neste sentido, o modelo de *Dados em Painel* a ser explorado no presente trabalho possui a seguinte composição funcional:

$$\ln(INAPe_{it}) = \phi_i + \beta_1(\ln At_{it}) + \beta_2(\ln Tm_{it}) + \beta_3(\ln Eg_{it}) + u_{it} \quad (4)$$

Onde, $\ln(INAPe_{it})$ corresponde ao logaritmo natural do Índice Normalizado da Agropecuária; ϕ_i corresponde aos efeitos não observados associados a cada *i*^{ésima} unidade federativa; $(\ln At_{it})$ equivale ao logaritmo natural do número de estabelecimentos rurais que receberam assistência técnica em seu processo produtivo; $(\ln Tm_{it})$ é o logaritmo natural da tração mecânica, que corresponde ao número total de tratores existentes; $(\ln Eg_{it})$ representa o logaritmo natural do número de estabelecimentos rurais que fazem uso de energia elétrica⁵; e u_{it} é um termo aleatório

² Admitiu-se no modelo em estudo a assistência técnica (At), o número de tratores (Tm) e uso de energia elétrica (Eg) como *proxys* dos componentes inovativos e tecnológicos no ambiente agropecuário, conforme proposições de Silva *et al.* (2010); Guanzioli *et al.* (2012) e Castro (2015).

³ Preferiu-se logaritmar todas as variáveis com vistas a suavizar as discrepâncias existentes entre os valores das observações da variável dependente em relação aos valores das observações das variáveis explicativas (GUJARATI, 2011).

⁴ A opção por *Dados em Painel* é recomendada por Bermudez (2015) para casos de falha estrutural no MQO.

⁵ Para este caso específico a variável mais adequada seria “estabelecimentos que fazem uso de energia em sua atividade produtiva”, porém o Censo Agropecuário de 1995/96 (Tabela 3) não registrou esse tipo de desagregação, mantendo agregado o uso produtivo e residencial da energia elétrica nos estabelecimentos pesquisados. Dessa forma optou-se por trabalhar com esta variável agregada para 1996 e 2006.

(erro estocástico). Os subscritos i e t correspondem, respectivamente, as unidades federativas brasileiras, e ao tempo.

No modelo (4), do tipo log-log, será medido as elasticidades (grau de sensibilidade em %) das medidas de diversidade produtiva dos estados, em relação aos componentes inovativos (At) e tecnológicos (Tm e Eg), existentes nas estruturas produtivas estaduais (PINDYCK e RUBINFELD, 2004; GUJARATI, 2011).

Em que pese a objetividade teórica (*Dados em Painel*) associada ao modelo (4), Diniz *et al.* (2007) chama atenção para o problema de omissão de variáveis no arquétipo proposto, pois a não inserção de determinada variável explicativa no modelo, seja por falta de identificação preliminar; ou por se tratar de variável não-observável; ou por não ser uma *proxy* adequada para o exame em questão, pode comprometer significativamente as estimativas pretendidas. Sobre isso, cabe ressaltar que, todo e qualquer efeito que as variáveis omitidas possam vir a exercer sobre o modelo, será captado pelo termo de erro estocástico u , onde, na possibilidade de existência de correlações entre as variáveis omitidas e as variáveis independentes já especificadas no modelo, tal fenômeno ocasionará a consequente existência de correlações entre estas últimas e o termo de erro. Em termos práticos, a existência desse tipo de correlação torna endógenas as variáveis explicativas, o que implica em inconsistências e viesamento de suas estimativas (WOOLDRIDGE, 2002; PINDYCK e RUBINFELD, 2004; GUJARATI, 2011).

Na presença desse tipo de correlações Diniz *et al.* (2007) ilustra como se daria a decomposição do termo de erro \mathcal{E} :

$$\mathcal{E}_{it} = x_{0i} + u_{it} \quad (5)$$

Onde x_o é o componente de erro da variável omitida X_o . Esse componente também é denominado de efeito individual, heterogeneidade individual ou efeito fixo, e será comum a todas as equações do painel a ser constituído, e assim \mathcal{E} é chamado de termo de erro composto.

É exatamente por causa desta problemática de omissão de variáveis, com a consequente endogeneidade de variáveis explicativas, que Wooldridge (2002) recomenda o uso do método de dados em painel, pois esse é capaz de administrar padrões tanto homogêneos como também heterogêneos existentes na composição do termo de erro, através de modelos com efeitos aleatórios ou fixos, sequencialmente. E a inferência capaz de apontar a presença ou não de correlação entre

variáveis explicativas e o termo de erro é o teste de especificação elaborado por Hausman (1978), e que possui a seguinte estrutura funcional:

$$Hm = \left(b - \hat{\beta} \right)' \cdot \left[\text{Var}(b) - \text{Var}(\hat{\beta}) \right]^{-1} \cdot \left(b - \hat{\beta} \right) \sim X^2 \cdot (K - 1) \quad (6)$$

Onde Hm é a estatística teste de Hausman, que segue uma distribuição qui-quadrado; b é o estimador para efeitos fixos e $\hat{\beta}$ é o estimador para efeitos aleatórios, sob a hipótese nula (H_0) de não existência de correlação dos regressores com o termo de erro do modelo. Em caso de aceitação de H_0 dever-se-á adotar modelos de efeitos aleatórios, e em caso contrário modelos de efeitos fixos.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 MEDIDAS DE DIVERSIDADE MUNICIPAL

A partir de dados dos Censos Agropecuários 1995/96 e 2006; das Pesquisas Agrícolas Municipais (PAM/IBGE); e Pesquisa Pecuária Municipal (PPM/IBGE) desses referidos anos, procedeu-se o cálculo dos Hpe , Hp e Ht para cada município brasileiro. Utilizou-se como amostra o total de 4.189 municípios para o ano de 1996 e 4.499 municípios para o ano de 2006⁶.

Tabela 3: Brasil - Nº de Municípios por Faixa de Diversidade (1996-2006)

Diversidade nos Municípios		1996			2006			Variação % (1996-2006)		
		Hpe	Hp	Ht	Hpe	Hp	Ht	Hpe	Hp	Ht
Total de Municípios		4.189	4.189	4.189	4.499	4.499	4.499	-	-	-
Faixa de Diversidade	$0 \leq H < 0,5$	291	962	875	480	1.045	1.045	64,9	8,6	19,4
	$0,5 \leq H \leq 1,0$	953	1.529	1.142	1.131	1.615	1.319	18,7	5,6	15,5
	$H > 1,0$	2.945	1.698	2.172	2.888	1.839	2.135	-1,9	8,3	-1,7

Fonte: IBGE, 1995/96 e 2006.
Elaborado pelo autor

Como se nota na tabela 3, entre os 10 anos examinados as estruturas municipais com baixos níveis de diversidade expandiram-se significativamente no âmbito da atividade pecuária, ao

⁶ A diferença no quantitativo de municípios está em função da criação de novos municípios no lapso temporal entre 1996 e 2006, bem como também pelo fato de alguns municípios não terem registrado medidas de diversidade em pelo menos uma das três categorias agropecuárias (Pecuária, Lavoura Permanente e Lavoura Temporária), o que inviabilizou a extração de uma medida de diversidade mais geral (INAPm), que compreenda as três dimensões agropecuárias aqui propostas. A não verificação de diversidade em pelo menos uma das três dimensões foi observada principalmente em municípios com perímetros urbanos bem desenvolvidos a exemplo daqueles que compõem regiões metropolitanas e cidades médias.

registrarem um patamar de crescimento de quase 65%, enquanto que estruturas mais diversificadas nesse mesmo ramo produtivo registraram leve retração de quase 2%. A lavoura temporária também registrou moderada expansão no período, com um incremento de 19% na faixa de município com baixos níveis de diversidade, enquanto que no rol de municípios mais diversificados a mesma registrou retração de -1,7%. Não obstante, a lavoura permanente foi a única registrar crescimento na faixa de estruturas mais diversificadas, contabilizando 8,3% entre 1996-2006.

Uma vez consolidadas as medidas de diversidade municipal nas três dimensões agropecuária, é possível a obtenção do *INAPm* de cada município do país, de maneira a combinar em um indicador mais geral as referidas dimensões.

Tabela 4: Brasil - Nº de Municípios por Faixa de Diversidade *INAPm* (1996-2006)

Diversidade nos Municípios		1996	2006	Varição (%) 1996-2006
Total de Municípios		4.189	4.499	-
Faixa de Diversidade	$0 \leq H < 0,5$	636	792	24,5
	$0,5 \leq H \leq 1,0$	1.863	2.094	12,4
	$H > 1,0$	1.690	1.613	-4,6

Fonte: IBGE, 1995/96 e 2006.
Elaborado pelo autor

Uma vez consolidadas as medidas de diversidade *INAPm*, é possível ilustrar nos Anexo I e II as configurações espaciais dos níveis de diversificação da estrutura agropecuária brasileira, para os anos de 1996 e 2006, a partir da transposição dessas medidas para arquivos do tipo *Esri Shapefile*, disponíveis no sítio do IBGE, que contenham informações geoespaciais vetoriais dos municípios brasileiros para os referidos anos, de forma a *plotar* a territorialidade das estruturas diversificadas municipais.

4.2 MEDIDAS DE DIVERSIDADE ESTADUAIS

Uma vez calculados o *INAPm* de cada municipalidade é possível a obtenção de uma medida de diversidade síntese para cada unidade da federação (*INAPe*), de maneira a consolidar as dimensões agropecuárias em todo território nacional.

Tabela 5: Brasil – Medidas Diversidade INAPe por UF (1996-2006)

UF	1996	2006	Var.(%) 1996-2006
AP	0,541843	0,720337	32,9
AL	0,285307	0,326107	14,3
GO	0,749276	0,836115	11,6
TO	0,783973	0,861654	9,9
MT	0,742086	0,781088	5,3
MS	0,623286	0,652199	4,6
RR	0,78014	0,814275	4,4
RN	0,965422	0,993451	2,9
BA	0,824451	0,841621	2,1
SE	0,605268	0,608414	0,5
RJ	0,686668	0,684994	-0,2
RO	1,134565	1,123523	-1,0
PI	1,005064	0,992351	-1,3
CE	1,026792	0,997984	-2,8
RS	1,072071	1,041325	-2,9
PR	0,80924	0,775594	-4,2
AM	0,609199	0,583707	-4,2
PB	1,026554	0,980495	-4,5
PA	0,746582	0,705283	-5,5
MG	0,846589	0,797298	-5,8
SP	0,448873	0,417668	-7,0
ES	0,928845	0,859143	-7,5
DF	1,283889	1,177193	-8,3
MA	0,857656	0,779078	-9,2
PE	0,657509	0,549449	-16,4
SC	0,799654	0,66569	-16,8
AC	1,152849	0,814786	-29,3

Fonte: Elaborado pelo autor

Em uma breve avaliação das informações constante na tabela 5, é possível inferir que entre 1996 e 2006 retraiu de 7 para 3 o número de unidades federativas com padrões de diversificação mais elevados, onde o estado do Acre foi o que registrou o maior patamar de retração.

De modo geral, tais resultados relativos a retração verificada na diversidade da estrutura produtiva agropecuária, encontram-se em plena consonância com o que a literatura acadêmica vem destacando no período recente, onde sofisticados sistemas de produção agrícola monocultor, com a finalidade de maximizar os rendimentos, intensificam e expandem cada vez mais atividades

produtivas especializadas (SANTANA, 2005; MATOS, 2010; SANTOS *et al.*, 2012; RODRIGUES E SILVA, 2015).

4.3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A partir da tabela 6 nota-se níveis de variabilidade adequada nas variáveis preditoras, além do fato de seus patamares de enviesamento estarem bem próximos de zero. A considerar uma distribuição simétrica (normal), a 99,7% de probabilidade, todas as padronizações z das observações registraram um nível de desvios-padrão de no máximo 3 vezes em torno da média, o que aponta para ausência de *outliers* nos dados a serem utilizados no modelo (LARSON e FARBER, 2009).

Tabela 6: Dados do Modelo - Estatística Descritiva

Medidas	ln (INAPe)	ln (At)	ln (Tm)	ln (Eg)
Média	-0,259063	9,56982	8,96623	10,2809
Mediana	-0,225052	9,64578	8,68388	10,3142
Mínimo	-1,25419	4,69135	4,5326	6,32615
Máximo	0,249894	12,301	12,0469	13,2717
Desv. Padrão	0,30046	1,61484	1,86879	1,70445
C.V.	1,1598	0,168742	0,208425	0,165788
Enviesamento	-1,11791	-0,53211	0,188404	0,462743
Curtose Ex.	1,79734	0,434228	-0,47392	0,277902
Interv. IQ	0,39333	1,7358	2,56807	1,9827

Fonte: Elaborado pelo autor

4.4 ANÁLISE DE IMPACTOS: MODELO ECONOMÉTRICO

A partir de dados dos Censos Agropecuários 1995/96 e 2006, relativos ao número de estabelecimentos rurais que receberam assistência técnica em seu processo produtivo; do número total de tratores existentes em cada estado; do número de estabelecimentos rurais que fazem uso de energia elétrica; e dos índices de diversidades estaduais (INAPe), pretende-se testar a hipótese de que estruturas produtivas diversificadas na agropecuária foram impactadas positivamente por componentes inovativos e tecnológicos.

Um modelo de regressão linear múltipla pelo método de MQO tradicional, pode ser expresso pela seguinte estrutura funcional:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_{t2} + \beta_3 \cdot x_{t3} + \dots + \beta_k \cdot x_{tk} + u_t \quad t = 1, 2, \dots, k \quad (7)$$

Ao se especificar as variáveis agropecuárias em (7) e aplicar o MQO, o teste de Chow registrou as seguintes informações:

Tabela 7: Teste de Chow

Teste de Chow para a falha estrutural na observação 14:1
Hipótese nula: sem falha estrutural
Estatística de teste: $F(4, 46) = 2,16131$
com p-valor = $P(F(4, 46) > 2,16131) = 0,0883333$

Fonte: Elaborado pelo autor

Com uma a probabilidade de erro (*p-valor*) bem acima de 5%, o teste recomenda a rejeição da hipótese nula, o que implica na ocorrência de uma falha estrutural no modelo MQO em questão, o que possibilita dizer que os parâmetros (β) apresentam instabilidade, desse modo optou-se pelo uso do método de *Dados em Painel*, mas para isso se faz necessário examinar preliminarmente qual o tipo de modelo a ser empregado, via teste de Hausman.

Com fito de examinar a existência de ou não de correlações entre as variáveis explicativas e o termo de erro, procedeu-se o teste de Hausman, descrito no arquétipo (4), por meio da matriz vetores de variância dos estimadores de efeitos fixos e aleatórios, onde obteve-se os seguintes resultados:

Tabela 8: Teste de Hausman

Teste de Hausman
Hipótese nula: As estimativas GLS são consistentes
Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(3) = 5,3853
com p-valor = 0,145662

Fonte: Elaborado pelo autor

Para uma *p-valor* de 0,1457 Pindyck e Rubinfeld (2004) e Gujarati, (2011) apontam para existência de um componente heterogêneo na composição do termo de erro, que vem provocando interferências no comportamento das variáveis exploratórias do modelo (simultaneidade), desse modo os autores preconizam a rejeição da H_0 , o que induz a adoção de um modelo por efeitos fixos para o caso em estudo.

Tabela 9: Dados em Painel - Modelo de Efeitos Fixos

Variável Dependente: <i>ln (INAPe)</i>	φ^*	<i>ln (At)**</i>	<i>ln (Tm)**</i>	<i>ln (Eg)</i>
Coefficientes (elasticidades %)	1,3302	0,0352	-0,2253	0,0092

Erro padrão	0,7717	0,0137	0,0964	0,0365
Razão-t	1,7240	2,5620	-2,3370	0,2513
p-valor	0,0966	0,0165	0,0274	0,8036

* significativo a 10% de probabilidade de erro;

** significativo a 5% de probabilidade de erro.

Fonte: Elaborado pelo autor

$$\ln(INAPe_{it}) = 1,3302 + 0,0352 \cdot (\ln At_{it}) - 0,2253 \cdot (\ln Tm_{it}) + 0,0092 \cdot (\ln Eg_{it}) + u_{it} \quad (8)$$

(t=1,7240) (t=2,5620) (t=-2,3370) (t=0,2513)

A partir dos resultados do modelo, percebe-se que apenas as variáveis assistência técnica e número de tratores mostraram-se significativas a 5% de probabilidade de erro, enquanto que o uso de energia elétrica demonstrou ineficiência para os padrões de diversificação produtiva, ao registrar um impacto com mais de 80% de probabilidade de erro. Outro aspecto relevante apresentado nos resultados do modelo (7) é o teste Wald que registrou um *p-valor* = 0, o que possibilita concluir que as elasticidades calculadas são globalmente significativas no modelo a 1% de probabilidade de erro. Da mesma forma, o coeficiente de determinação LSDV (R^2 de efeitos fixos), aponta que alterações nas variáveis explicativas especificadas no modelo explicam em 97% as variações nos padrões de diversidade produtiva da agropecuária dos estados brasileiros.

A de se destacar também o impacto negativo que o volume de tratores exerce sobre os padrões de diversificação nos estados, pois uma variação de 1% no total de tratores provocará uma retração de -0,23% nos níveis de diversidade das unidades federativas. De maneira inversa, o incremento de 1% no total de estabelecimentos que fazem uso de assistência técnica em seu sistema produtivo, implicará em uma alta de 0,035% nos padrões de diversidade produtiva dos estados.

5 CONCLUSÃO

O presente trabalho limitou-se a testar a hipótese de que estruturas produtivas diversificadas na agropecuária foram impactadas positivamente por componentes inovativos e tecnológicos, entre 1996 e 2006, a partir de dados censitários registrados nesses respectivos anos. Os resultados aferidos no método econométrico proposto sugerem que essas estruturas produtivas foram positivamente impactadas por variações em componentes inovativos, como no caso da variável assistência técnica empregada no processo produtivo. Não obstante, a mecanização comportou-se como um vetor de impactos recessivos para os padrões diversificação dos estados, o que nos remete

a possibilidade desse tipo de componente tecnológico no campo estar ainda fortemente associado a padrões de especialização produtiva na agropecuária nacional.

Ademais, cabe destacar que, independentemente da natureza de seus impactos (meramente positivo ou negativo) ao longo dos 10 anos examinados, as *proxys* (inovativa e tecnológica) adotadas no presente trabalho registraram uma magnitude de impacto na diversidade de menos de 1% (inelástica), o que nos leva a inferir ser a variável diversidade pouco sensível a práticas de assistência técnica e a mecanização rural no período examinado. Tal fato levamos a considerar a possibilidade de que a agricultura familiar enquanto segmento produtivo, outrora característico na diversificação produtiva, esteja sofrendo uma inversão em seu modelo de produção, optando por práticas monocultoras.

REFERÊNCIAS

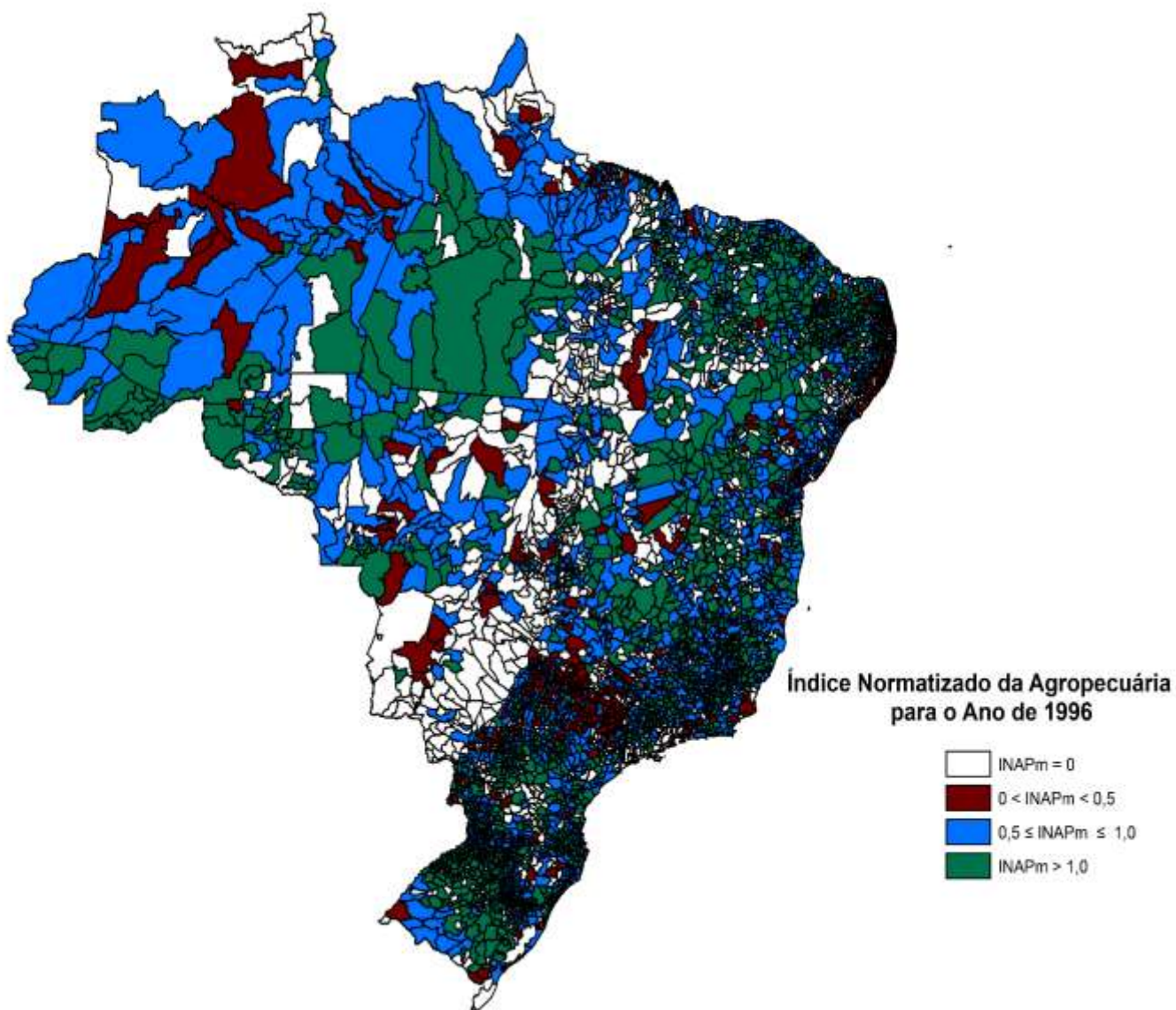
- ATTARAN, M. Industrial Diversity And Economic Performance IN U.S. AREAS. In: California State College Bakersfield, California – 1986.
- BACZKOWSKI, A. J. Applications of Good's generalized diversity index. Unpublished Internal Report STAT 98/11, September 1998, Department of Statistics, University of Leeds, 1998.
- BERMUDEZ, B. R. V. A relação entre a despesa com pessoal dos tribunais de contas brasileiros e o PIB. In: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – FACE, DF, 2015.
- CASTRO, C. N. Desafios da agricultura familiar: o caso da assistência técnica e extensão rural. In: boletim regional, urbano e ambiental, nº 12, jul-dez 2015.
- DINIZ, M. B. et al. A Amazônia (Legal) brasileira: evidências de uma condição de armadilha da pobreza? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35, 2007, Recife. Anais. Recife: ANPEC, 2007.
- DOSI, G. Mudança Técnica e Transformação Industrial: A teoria e uma aplicação à Indústria dos Semicondutores. São Paulo: UNICAMP, 2006.
- FAPESPA. Índice Fapespa de Desenvolvimento Municipal IDM/FAPESPA. In: Fundação Amazônia de Amparo a Estudos e Pesquisas do Pará - Belém, 2015.
- GUANZIROLI, C. E. et al. Agricultura familiar e Reforma Agrária no século XXI. Rio de Janeiro: Garamond, 2001.
- GUANZIROLI, C. E.; BUAINAIN, A. M.; DI SABBATO, A. Dez anos de evolução da agricultura familiar no Brasil: (1996 e 2006). Rev. Econ. Sociol. Rural [online]. 2012, vol.50, n.2, pp.351-370.
- GUJARATI, D. PORTER, D.C. Econometria Básica. 5ª Ed. Porto Alegre: Bookman. 2011.
- HAUSMAN, J.A. Specification Tests in Econometrics. In: Econometrica, 46 (6), 1978.
- HUTCHESON, K. A test for comparing diversities based on the Shannon formula. Journal of Theoretical Biology 29 - 1970.
- IPEA. Heterogeneidade produtiva na agricultura brasileira: elementos estruturais e dinâmicos da trajetória Produtiva recente. In: Textos para discussão – 1740. Rj – 2012.



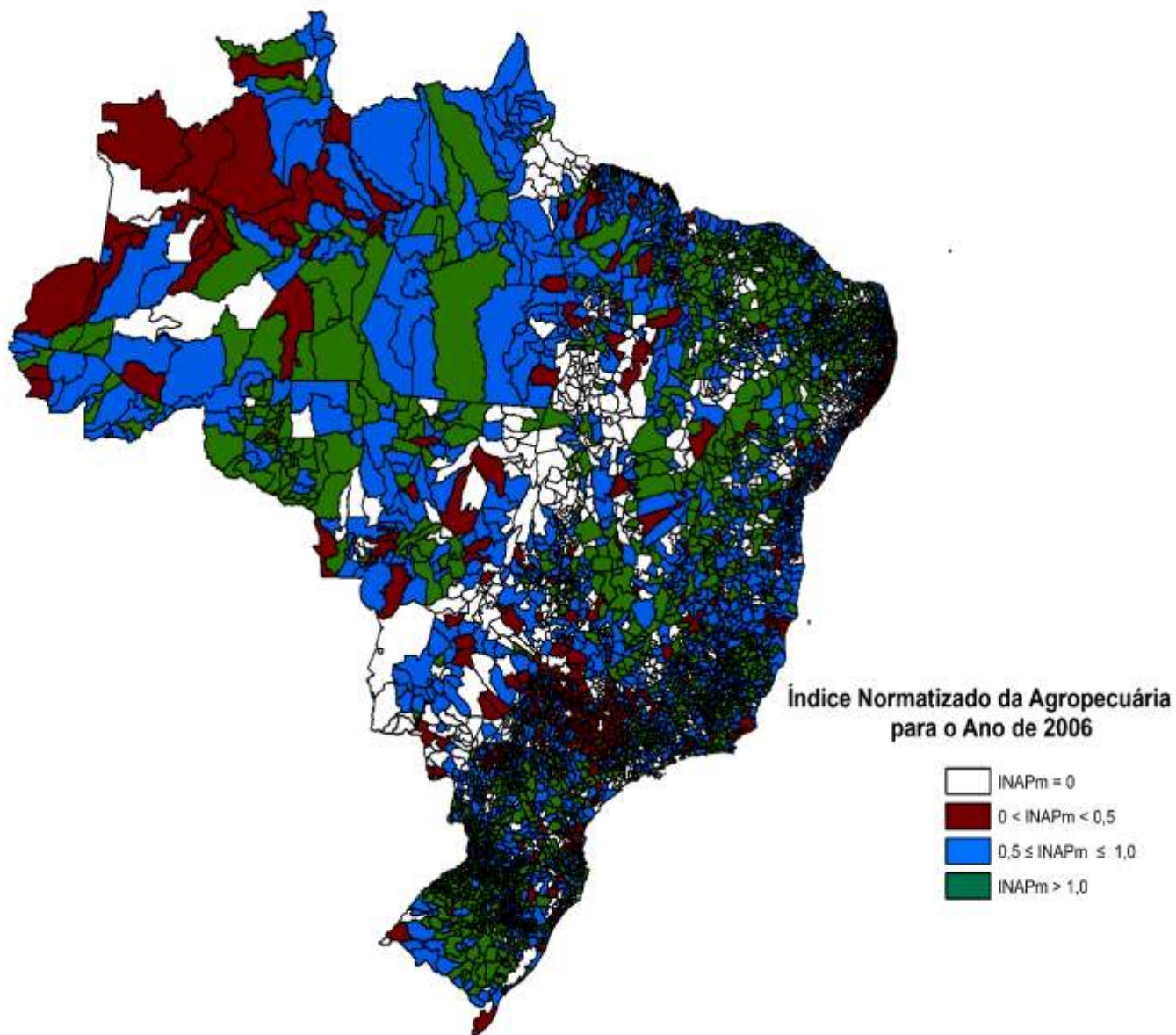
- LARSON, R.; FARBER, B. Estatística Aplicada. Ed. Pearson, 4ª Edição 2009.
- MAGURRAN, A.E. Ecological diversity and its measurements. Princeton: University Press, 1988.
- MATOS, A. K. V. Revolução verde, biotecnologia e tecnologias alternativas. In: Cadernos da FUCAMP, v.10, n.12, p.1-17/2010.
- NELSON, R.; WINTER, S. G. Uma teoria evolucionária da mudança econômica. Campinas, SP: Ed. Unicamp, 2005.
- NETO, E. R. T.; COUTO JUNIOR, A. F. Índice Normalizado de Agricultura e Pecuária (INAP) para Caracterização da Dinâmica de Concessão do Crédito Rural em Goiás. In: Anais XV Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto - SBSR, Curitiba, PR, Brasil, 30/05/2011, INPE p.176.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. Econometria: Modelos & Previsões. Ed. Campus. 4º Edição. Rio de Janeiro, 2004.
- RODRIGUES, M.; SILVA, D. C. C. Crédito rural e produção agropecuária no Pará. In: UNIR - Revista de Administração e Negócios da Amazônia, V.7, n.3, set/dez. 2015.
- SANTANA, D. P. A Agricultura e o Desafio do Desenvolvimento Sustentável. In: Comunicado Técnico 132. Sete Lagoas, MG: EMBRAPA, 2005.
- SANTOS, M. A. S.; REBELLO, F. K.; SANTANA, A. C. A política de crédito rural no estado do Pará: distribuição espacial e concentração das aplicações no período 2000-2010. In: Revista em Agronegócios e Meio Ambiente, v.5, n.3, p. 493-508, set./dez. 2012.
- SCHUMPETER, J.A História da Análise Econômica. Portugal: Editora Fundo de Cultura. 1964.
- SILVA, A. R.; GERALDINE, D. G. Agricultura familiar: inovação e eficiência. In: Revista de Economia da UEG, Anápolis (GO), Vol. 06, nº. 01, Jan-Jun/2010.
- WOOLDRIDGE, J. M. Econometric analysis of cross-section and panel data. Cambridge Massachusetts: The Mit Press, 2002.

Anexo 1: Brasil – Distribuição Espacial Municipal da Diversidade INAPm (1996)

Elaborado pelo autor.



Anexo 2: Brasil – Distribuição Espacial Municipal da Diversidade INAPm (2006)



Fonte: Elaborado pelo autor.